Composante du produit nº 82-003-X au catalogue de Statistique Canada
Rapports sur la santé

Article

Disparités selon le revenu dans l'espérance de vie ajustée sur la santé chez les adultes au Canada, 1991 à 2001

par Cameron N. McIntosh, Philippe Finès, Russell Wilkins et Michael C. Wolfson

Novembre 2009

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Disparités selon le revenu dans l'espérance de vie ajustée sur la santé chez les adultes au Canada, 1991 à 2001

par Cameron N. McIntosh, Philippe Finès, Russell Wilkins et Michael C. Wolfson

Résumé

Contexte

L'espérance de vie ajustée sur la santé est une mesure sommaire de la santé de la population qui combine les données sur la mortalité et sur la morbidité en un seul indice. Le présent article décrit les écarts dans l'espérance de vie ajustée sur la santé selon la catégorie de revenu pour un échantillon représentatif de la population canadienne.

Données et méthodes

Les données sur la mortalité proviennent de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001, dans le cadre de laquelle les données de 1991 sur un échantillon de 15 % de la population d'adultes ne vivant pas en établissement ont été couplées aux données d'enregistrements de décès tirés de la Base canadienne de données sur la mortalité couvrant une période de 11 ans. L'information sur la morbidité provient de l'instrument d'évaluation de l'état de santé « Health Utilities Index Mark 3 » utilisé dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001. La méthode de Sullivan a été utilisée pour calculer l'espérance de vie ajustée sur la santé pour les déciles de la population nationale selon le revenu.

Principaux résultats

Pour les hommes ainsi que les femmes, et à peu d'exception près, un gradient presque linéaire en fonction du décile de revenu se dégage pour l'espérance de vie ajustée sur la santé à l'âge de 25 ans. Comparativement aux personnes appartenant aux déciles de revenu supérieurs, celles des déciles de revenu inférieurs possédaient un moins grand nombre d'années d'espérance de vie ajustée sur la santé. Ces différences étaient considérablement plus importantes que celles révélées par la seule mesure de l'espérance de vie.

Interprétation

Ces résultats mettent en relief la qualité de vie liée à la santé généralement moins bonne des personnes appartenant aux groupes de revenu inférieurs. L'étude démontre que les évaluations des inégalités socioéconomiques en matière de santé devraient inclure les effets de la mortalité ainsi que de la morbidité.

Mots-clés

Inégalité en matière de santé, Indice de l'état de santé, espérance de vie, socioéconomique, méthode de Sullivan.

Auteurs

Cameron N. McIntosh (1-613-949-4135; Cameron.McIntosh@ps-sp.gc.ca) est au service de Sécurité publique Canada. Philippe Finès (1-613-951-3896, Philippe.Fines@statcan.gc.ca) et Russell Wilkins (1-613-951-5305, Russell.Wilkins@statcan.gc.ca) font partie de la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada, et Michael C. Wolfson (1-613-951-8216, Michael.Wolfson@statcan.gc.ca) est au service de Statistique Canada, Ottawa (Ontario) K1A 0T6.

L'augmentation spectaculaire de l'espérance de vie observée au Canada et dans d'autres pays économiquement développés au cours du siècle dernier témoigne du succès des mesures prises pour améliorer la santé publique et des progrès réalisés dans le domaine des soins médicaux[1]. Mais malgré cette plus grande longévité, des inégalités en matière de santé entre diverses sous-populations sont encore très répandues au Canada et dans d'autres pays industrialisés[2-6].

Quelle que soit la variable choisie pour définir et mesurer le statut socioéconomique (revenu, niveau de scolarité ou prestige de la profession), les taux de mortalité révèlent une croissance progressive, mais systématique à mesure que l'on descend les échelons de la hiérarchie socioéconomique. Néanmoins, les analyses de séries chronologiques concernant le Canada donnent à penser qu'en valeur absolue, les différences de mortalité d'ordre socioéconomique se sont amenuisées au cours des dernières décennies, les profils particuliers dépendant du sexe et de la cause de décès pris en considération [7,8].

Toutefois, la mortalité n'est que l'un des aspects de la santé de la population. Il est généralement reconnu aujourd'hui que l'information sur la morbidité (y compris l'incapacité et la réduction de la qualité de vie liée à la santé) est indispensable à la surveillance des tendances de la santé, à l'établissement des priorités et à l'analyse de la rentabilité des interventions à l'échelle de la population. Puisque la morbidité varie selon le statut socioéconomique[2,3,9-12], une évaluation complète des inégalités en matière de santé requiert des mesures sommaires qui reflètent les effets des différences de mortalité et de morbidité selon la catégorie socioéconomique[13-15]. Aussi a-t-on élaboré diverses mesures sommaires, qui intègrent l'information sur la mortalité et sur la morbidité en un indice numérique unique[16-18].

Au Canada, les auteurs d'un certain nombre d'études ont calculé des mesures sommaires en vue d'examiner

les tendances nationales générales de la mortalité et de la morbidité[19], les variations régionales de la santé de la population[20], et l'effet de maladies et de facteurs de risque particuliers sur la santé de la population[21-25], ainsi que pour déterminer si la santé de la population s'est améliorée au cours du temps[7,26,27]. Peu d'études réalisées dans le contexte canadien ont porté sur les différences d'ordre socioéconomique entre les mesures sommaires de la santé de la population, et les chercheurs qui l'ont fait s'appuyaient principalement sur des macro-indicateurs (tels que le revenu du quartier) plutôt que sur des micro-indicateurs (tels que le revenu du ménage)[28-30], ce qui a presque certainement atténué l'association entre le statut socioéconomique et la santé. Les auteurs d'une étude canadienne se sont servis de micro-indicateurs pour l'analyse des inégalités socioéconomiques en matière de santé, mais dans une province seulement[31].

Dans le présent article, nous examinons les différences d'ordre socioéconomique en matière de santé chez un échantillon représentatif de la population nationale d'adultes au Canada en nous servant d'une mesure sommaire appelée *espérance de vie ajustée sur la santé*[32]. Par la pondération des années de vie en fonction de leur qualité, l'espérance de vie ajustée sur la santé convertit la mesure classique de l'espérance de vie, purement axée sur la mortalité, en nombre prévu d'années équivalentes de pleine santé. Dans la présente étude, nous combinons les données sur la mortalité provenant de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001[33] à des données sur la qualité de vie liée à la santé provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001 en vue d'estimer l'espérance de vie ajustée sur la santé pour divers groupes de revenu.

Données et méthodes

Sources des données

Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001

Les données sur les décès proviennent de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 réalisée par Statistique Canada en collaboration avec l'Initiative sur la santé de la population canadienne. Par des méthodes de couplage probabilistes, les données sur un échantillon de 15 % (n = 2 735 152) de la population de 25 ans et plus ne résidant pas en établissement qui avait rempli le questionnaire détaillé du Recensement de 1991 (la cohorte) ont été appariées à celles d'enregistrements de décès couvrant une période de 11 ans (du 4 juin 1991 au 31 décembre 2001) extraits de la Base canadienne de données sur la mortalité. Le fichier de données couplées contient des renseignements sur diverses caractéristiques démographiques, le statut socioéconomique, les limitations d'activité, l'incapacité, ainsi que la cause et la date du décès. Des renseignements méthodologiques supplémentaires sur la construction et le contenu de ce fichier figurent dans un rapport publié antérieurement[33].

Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes

Les données sur la qualité de vie liée à la santé proviennent de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001 (cycle 1.1). Cette enquête transversale permanente est conçue pour recueillir des renseignements sur l'état de santé, les déterminants de la santé et l'utilisation des services de santé. Son échantillon est représentatif de la population à domicile de 12 ans et plus des provinces et des territoires, à l'exclusion des personnes vivant dans les établissements, dans les réserves indiennes et sur les terres de la Couronne, dans les bases des Forces armées canadiennes (résidents militaires et civils) et dans certaines régions éloignées, ainsi que des membres à temps plein des Forces canadiennes. Le taux de réponse au cycle 1.1 a été de 84,7 %. Par souci de cohérence avec l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, la présente étude a été limitée aux participants à l'enquête de 25 ans et plus (n = 106 283). Une description plus détaillée du plan de sondage, de l'échantillon et des méthodes d'interview de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes peut être obtenue dans d'autres rapports déjà publiés et sur le site Web de Statistique Canada[34,35].

Définitions

Déciles de revenu

Pour le fichier résultant du couplage recensement-mortalité, nous avons réparti la population en déciles (dixièmes) en fonction de l'adéquation du revenu. En premier lieu, pour chaque famille économique ou personne seule qui faisait partie de la population du recensement de tous âges ne vivant pas en établissement, nous avons regroupé le revenu avant impôt et après transferts en provenance de toutes les sources de tous les membres de la famille économique, puis divisé le total par la taille pondérée de la famille (ou échelle d'« équivalent-personne »). Une famille économique est un groupe de deux personnes ou plus vivant dans le même ménage ou le même logement et apparentées par le sang, par alliance ou par adoption[36]. Les personnes seules représentent des familles économiques de taille unitaire. Le système de pondération consiste à attribuer un poids de 1,0 à la première personne, un poids de 0,4 à la deuxième, et un poids de 0,3 à toutes les personnes subséquentes. En deuxième lieu, nous avons réparti le revenu familial ajusté par décile, en utilisant les mêmes seuils d'inclusion pour tout le pays. Dans le cas de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, nous avons construit les déciles de la même manière, excepté que nous avons utilisé le revenu total du ménage plutôt que le revenu total de la famille économique.

Étant donné la forte proportion de données manquantes sur le revenu dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (21,5 %

comparativement à 1,4 % pour le recensement), nous avons effectué deux ensembles d'analyse pour déterminer l'étendue du biais éventuel. Dans le premier ensemble d'analyses, nous avons exclu entièrement les cas pour lesquels des déciles de revenu manquaient, et pour le deuxième ensemble, nous avons effectué les analyses après avoir remplacé l'information sur les déciles manquants par imputation hot deck[37]. Dans la dernière procédure, nous avons créé des groupes de participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes dont l'âge, le sexe et le niveau de scolarité concordaient. Dans chacun de ces groupes, pour les cas où des déciles de revenu manquaient, nous avons sélectionné une valeur de décile aléatoirement à partir de l'ensemble de cas complets (les cas « donneurs »). Comme l'imputation hot deck n'a pas modifié appréciablement les résultats (données non présentées), toutes les analyses décrites ici sont fondées sur les cas qui contenaient au départ des données complètes sur le revenu provenant de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes.

Techniques d'analyse

Espérance de vie ajustée sur la santé

Nous avons estimé l'espérance de vie ajustée sur la santé selon une version modifiée de la méthode de Sullivan[38]. Nous avons suivi la méthode de Chiang[39] pour calculer les tables de survie abrégées (par tranche d'âge de cinq ans), les erreurs-types correspondantes et les intervalles de confiance à 95 % pour chaque sous-groupe de population d'intérêt (selon l'âge, le sexe et le décile de revenu). Avant de calculer les tables de survie, nous avons dû 1) convertir l'âge de référence pour qu'il corresponde à l'âge au début de chaque année de suivi, 2) calculer le nombre de décès et d'années-personne à risque séparément pour chaque année (ou année partielle) de suivi et 3) regrouper les décès et les années-personne à risque au début de chaque année de suivi[33].

Pour calculer les poids pour la détermination de la qualité de vie liée à la santé, nous nous sommes servis de l'instrument intitulé « Indice de l'état de santé » (*Health Utilities Index Mark 3 [HUI3]*)[40,41], qui a été administré à tous les participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001. L'indice de l'état de santé mesure huit domaines ou attributs fondamentaux de l'état de santé, à savoir la vision, l'ouïe, la parole, la mobilité, la dextérité, l'émotion, la cognition et la douleur. Chaque attribut comporte cinq ou six niveaux qui varient d'un fonctionnement normal à un fonctionnement gravement limité. Par exemple, pour la mobilité, les niveaux varient de 1 (« capable de circuler dans le quartier sans difficulté, et sans appareil d'aide à la marche ») à 6 (« ne peut pas marcher du tout »). On a posé aux participants à l'enquête un ensemble standard de questions sur leur capacité fonctionnelle habituelle qui peuvent être mises en correspondance avec les niveaux des huit attributs. L'état de santé d'une personne a donc été représenté par un vecteur de huit éléments donnant le niveau pour chaque attribut qui ont ensuite été totalisés au moyen d'une fonction de score pondérée pour obtenir une valeur unique représentant la qualité globale de vie liée à la santé. Le score global possède une étendue théorique allant de -0,36 (le pire état de santé

Tableau 1
Taille des échantillons pour l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 et les estimations pondérées de population correspondantes pour l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 2000-2001

	Chiffres de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement		Estimations d'après l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes	
Variable	Nombre	Pourcentage	Millions	Pourcentage
Total	**2 735 200**	**100,0**	**25,81**	**100,0**
Sexe				
Hommes	1 358 400	49,7	12,71	49,2
Femmes	1 376 800	50,3	13,1	50,8
Groupe d'âge				
25 à 34 ans	772 400	28,2	4,17	20,4
35 à 44 ans	718 500	26,3	5,32	26,0
45 à 54 ans	469 600	17,2	4,45	21,8
55 à 64 ans	352 200	12,9	2,84	13,9
65 à 74 ans	272 000	9,9	2,16	10,6
75 ans et plus	150 400	5,5	1,5	7,3
Décile de revenu				
Décile 1 (le plus faible)	226 600	8,3	2,02	7,8
Décile 2	238 700	8,7	2,02	7,8
Décile 3	256 500	9,4	2,02	7,8
Décile 4	269 600	9,9	1,93	7,5
Décile 5	276 500	10,1	1,94	7,5
Décile 6	279 000	10,2	2,2	8,5
Décile 7	283 300	10,4	1,79	6,9
Décile 8	286 400	10,5	2,24	8,7
Décile 9	289 300	10,6	2,03	7,9
Décile 10 (le plus élevé)	289 000	10,6	2,05	7,9
Données manquantes	39 600	1,4	5,56	21,5

Nota : Les données du recensement ont été arrondies à la centaine près. Les pourcentages ont été calculés avant l'arrondissement. Les estimations d'après l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes ont été pondérées afin de refléter la taille de la population cible. Pour l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, toutes les données sur le revenu étaient disponibles, mais l'information sur la taille de la famille économique manquait pour les personnes vivant dans des logements collectifs autres que des établissements, si bien qu'il n'a pas été possible de calculer le revenu ajusté pour 39 600 personnes.

Sources : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

possible) à 1,00 (le meilleur état de santé possible) où 0,00 représente un état de santé équivalant au décès.

Nous avons calculé les scores globaux moyens de l'indice de l'état de santé d'après les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes pour chaque groupe de population (selon l'âge, le sexe et le décile de revenu). Nous avons utilisé des tranches d'âge de dix ans plutôt que de cinq ans pour les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes afin d'assurer la stabilité des estimations moyennes. Par conséquent, pour calculer l'espérance de vie ajustée sur la santé par intervalle de dix ans (pour les personnes de 25 à 75 ans), nous avons regroupé les éléments appropriés des tables de survie établies pour des tranches d'âge de cinq ans d'après les données couplées recensement-mortalité (par exemple, en fusionnant le groupe des 25 à 29 ans avec celui des 30 à 34 ans). Nous avons appliqué les poids de sondage de l'enquête pour corriger les estimations ponctuelles des moyennes des scores de l'indice de l'état de santé pour les probabilités de sélection inégales, les ajustements par post-stratification et la non-réponse. Nous avons appliqué la méthode du *bootstrap* de Rao-Wu pour corriger les erreurs-types et les intervalles de confiance à 95 % des effets de la stratification et de la mise en grappe[42,43].

Après avoir produit les valeurs des tables de survie et les scores globaux moyens correspondants de l'indice de l'état de santé, nous avons calculé l'espérance de vie ajustée sur la santé en utilisant la formule qui suit, séparément selon le sexe et pour chaque décile de revenu :

$$EVAS_x = \frac{\sum_{i=x}^{w} (L_i * H_i)}{l_x}$$

où :

- *EVAS* est l'espérance de vie ajustée sur la santé;
- x est l'âge exact pour lequel l'EVAS est estimée (25 à 75 ans, par tranche de dix ans);

Tableau 2
Espérance de vie restante à l'âge de 25 ans et pourcentage prévu de survivants à l'âge de 75 ans, selon le décile de revenu et le sexe, Canada, 1991 à 2001

	Hommes			Femmes		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Décile de revenu en 1991	Années	de	à	Années	de	à
Espérance de vie restante à l'âge de 25 ans						
Décile 1 (le plus faible)	48,6	48,4	48,9	56,5	56,2	56,7
Décile 2	49,5	49,3	49,8	57,0	56,8	57,2
Décile 3	51,1	50,9	51,3	58,2	58,0	58,4
Décile 4	52,1	51,9	52,3	59,1	58,9	59,3
Décile 5	52,9	52,7	53,1	59,4	59,2	59,6
Décile 6	53,2	53,0	53,3	59,8	59,5	60,0
Décile 7	53,8	53,6	54,0	59,9	59,7	60,1
Décile 8	54,4	54,2	54,5	60,1	59,9	60,3
Décile 9	54,8	54,6	54,9	60,6	60,3	60,8
Décile 10 (le plus élevé)	56,0	55,8	56,2	61,0	60,8	61,1
Écart : décile 10 moins décile 1	7,4	7,1	7,7	4,5	4,2	4,8
Pourcentage prévu de survivants à l'âge de 75 ans	**%**	**de**	**à**	**%**	**de**	**à**
Décile 1 (le plus faible)	51,2	50,4	52,1	69,4	68,7	70,1
Décile 2	53,6	52,7	54,5	73,1	72,4	73,8
Décile 3	58,7	58,0	59,5	76,6	75,9	77,2
Décile 4	61,7	61,0	62,4	78,9	78,3	79,5
Décile 5	64,2	63,5	64,9	80,1	79,5	80,7
Décile 6	65,4	64,7	66,1	80,8	80,2	81,4
Décile 7	67,3	66,6	67,9	81,7	81,1	82,3
Décile 8	69,1	68,4	69,7	82,0	81,4	82,6
Décile 9	70,9	70,3	71,5	83,4	82,8	83,9
Décile 10 (le plus élevé)	74,6	74,0	75,1	84,4	83,9	85,0
Écart : décile 10 moins décile 1	23,3	22,3	24,3	15,0	14,2	15,9

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Tableau 3
Scores moyens de l'indice de l'état de santé pour les participants de 25 à 34 ans à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, selon le décile de revenu et le sexe, 2000-2001

	Hommes			Femmes		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Décile de revenu en 2000-2001	Score de l'IES	de	à	Score de l'IES	de	à
Décile 1 (le plus faible)	0,864	0,841	0,886	0,865	0,850	0,879
Décile 2	0,893	0,874	0,913	0,885	0,870	0,900
Décile 3	0,907	0,889	0,925	0,892	0,870	0,914
Décile 4	0,922	0,909	0,935	0,905	0,889	0,920
Décile 5	0,922	0,906	0,937	0,913	0,898	0,927
Décile 6	0,933	0,922	0,944	0,915	0,904	0,926
Décile 7	0,927	0,915	0,939	0,930	0,919	0,942
Décile 8	0,938	0,928	0,947	0,925	0,911	0,939
Décile 9	0,936	0,920	0,951	0,935	0,925	0,945
Décile 10 (le plus élevé)	0,951	0,942	0,959	0,943	0,933	0,953
Écart : décile 10 moins décile 1	0,087	0,063	0,111	0,078	0,060	0,096

IES : indice de l'état de santé
Nota : Score de l'indice de l'état de santé basé sur le HUI3.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

- i est un indicateur représentant la limite inférieure (x) de l'intervalle d'âge ($x,x+a$);
- L_i est le nombre d'années de vie vécues par le groupe d'âge ($x,x+a$);
- l_x est le nombre de survivants à l'âge x;
- H_i est le score global moyen de l'indice de l'état de santé pour le groupe d'âge ($x,x+a$), avec $H_i = 1{,}00$ indiquant la pleine santé;
- w est le nombre total de groupes d'âge dans la table de survie.

Donc, plus le niveau moyen de qualité de vie liée à la santé est élevé pour un groupe d'âge donné sur une échelle dont la borne supérieure est égale à 1,00 (pleine santé), plus l'espérance de vie ajustée sur la santé se rapprochera de l'espérance de vie classique.

Nous avons estimé la variance de l'espérance de vie ajustée sur la santé en adaptant les méthodes proposées par Mathers[11] (voir Santé Canada, 2004[28]), qui tiennent compte des fluctuations stochastiques dans les taux de mortalité observés et des scores moyens globaux de l'indice de l'état de santé. Nous avons exécuté toutes les analyses en nous servant de SAS, Version 9.1 pour Windows (SAS Institute, Cary Caroline du Nord), et de Microsoft Excel 2002 pour Windows.

Espérance de vie ajustée sur la santé selon le niveau de scolarité

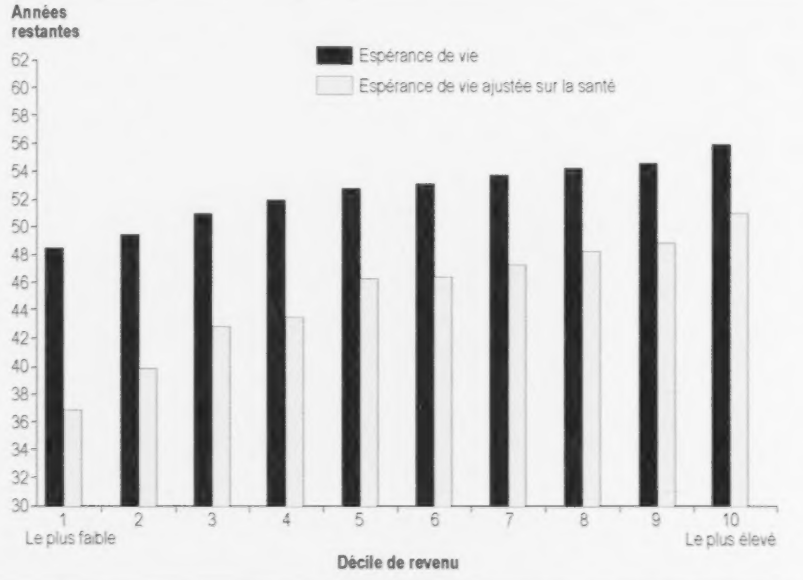
Afin de vérifier la robustesse de l'association entre l'espérance de vie ajustée sur la santé et le statut socioéconomique, nous avons estimé les différences pour divers niveaux de scolarité. Tant dans le fichier de données couplées recensement-mortalité que dans celui de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, l'information autodéclarée sur le plus haut niveau de scolarité atteint a été regroupée en quatre catégories, à savoir pas de diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires (ou certificat d'une école de métiers), certificat ou diplôme d'études postsecondaires (en deçà d'un baccalauréat universitaire) et diplôme universitaire (baccalauréat ou supérieur).

Tableau 4
Espérance de vie ajustée sur la santé restante (années) à l'âge de 25 ans, selon le décile de revenu et le sexe, Canada, 1991 à 2001

	Hommes			Femmes		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Décile de revenu	Années	de	à	Années	de	à
Décile 1 (le plus faible)	37,0	36,4	37,5	42,9	42,4	43,3
Décile 2	40,0	39,5	40,4	45,6	45,2	46,0
Décile 3	43,0	42,6	43,3	48,4	48,0	48,8
Décile 4	43,7	43,3	44,1	49,3	48,8	49,8
Décile 5	46,4	46,0	46,7	49,7	49,2	50,2
Décile 6	46,5	46,1	46,9	51,2	50,7	51,7
Décile 7	47,4	47,1	47,7	50,7	50,2	51,3
Décile 8	48,4	48,0	48,8	51,8	51,1	52,6
Décile 9	49,0	48,6	49,3	52,2	51,7	52,8
Décile 10 (le plus élevé)	51,1	50,8	51,4	52,4	51,4	53,4
Écart : décile 10 moins décile 1	14,1	13,5	14,8	9,5	8,5	10,6

Sources : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

Figure 1
Espérance de vie et espérance de vie ajustée sur la santé restantes à l'âge de 25 ans, selon le décile de revenu, hommes, Canada, 1991 à 2001



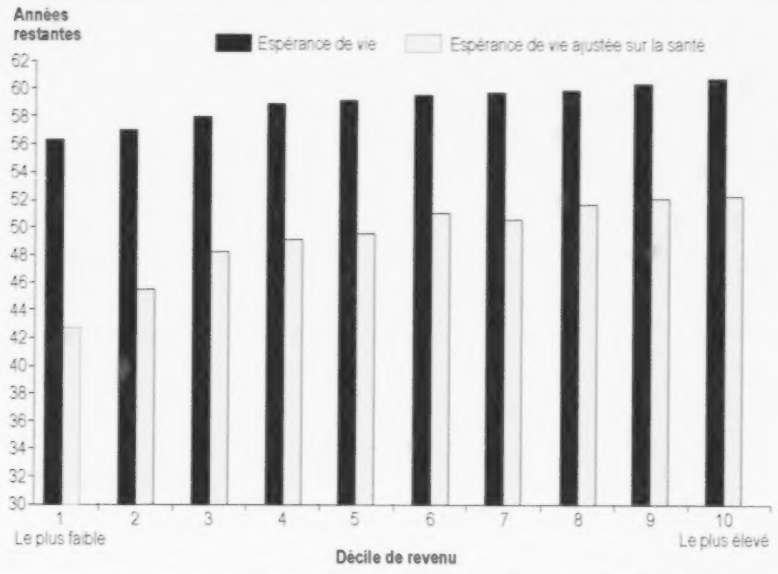
Sources : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

Résultats

Caractéristiques de l'échantillon

Dans l'ensemble, la distribution selon l'âge, le sexe et le décile de revenu était la même pour l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement et l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (tableau 1). Cependant, la quantité de données manquantes sur le décile de revenu était considérablement plus importante dans le cas de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (21,5 %)

Figure 2
Espérance de vie et espérance de vie ajustée sur la santé restantes à l'âge de 25 ans, selon le décile de revenu, femmes, Canada, 1991 à 2001



Sources : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001; Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

que dans celui des données couplées recensement-mortalité (1,4 %). En outre, les données sur l'indice de l'état de santé manquaient pour 1 565 participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (environ 1,5 % de ceux âgés de 25 ans et plus) qui ont par conséquent été exclus des analyses.

Écarts dans la mortalité

Tant chez les hommes que chez les femmes, un gradient socioéconomique net se dégage pour l'espérance de vie restante à l'âge de 25 ans, ainsi que pour le pourcentage prévu de survivants à l'âge de 75 ans (tableau 2). Du décile de revenu le plus faible au décile de revenu le plus élevé, l'analyse met en évidence un accroissement progressif, mais régulier, de l'espérance de vie restante à l'âge de 25 ans. La différence d'espérance de vie entre les déciles extrêmes était de 7,4 ans chez les hommes et de 4,5 ans chez les femmes. La proportion prévue de survivants à l'âge de 75 ans augmentait également régulièrement, 51 % des hommes du décile de revenu inférieur pouvant s'attendre à atteindre l'âge de 75 ans comparativement à 75 % des hommes du décile de revenu le plus élevé. Les chiffres correspondants pour les femmes étaient de 69 % contre 84 %, ce qui représente un écart interdécile plus faible.

Écarts dans la qualité de vie liée à la santé

Les scores moyens de qualité de vie liée à la santé présentent un gradient socioéconomique appréciable. Le tableau 3 donne les scores moyens de l'indice de l'état de santé par décile d'adéquation du revenu pour les personnes de 25 à 34 ans. Tant chez les hommes que chez les femmes, les scores moyens ont tendance à augmenter avec le revenu.

Il est utile d'évaluer ces différences en regard d'un critère appelé *différence minimale cliniquement importante*, qui est la plus petite différence qui représente un effet significatif sur (ou une variation significative de) la qualité de vie liée à la santé[45]. Pour les scores globaux de l'indice de l'état de santé *(Health Utilities Index)*, en particulier la version Mark 3 utilisée ici, une différence minimale cliniquement importante de 0,03 a été établie en s'appuyant sur des études empiriques ainsi que sur l'opinion d'experts[46]. Dans la présente étude, la différence entre les scores moyens de l'indice de l'état de santé des hommes du groupe de revenu le plus élevé (décile 10) et ceux du groupe de revenu le plus faible (décile 1) était de 0,087, c'est-à-dire près de trois fois la différence minimale cliniquement importante. L'écart correspondant pour les femmes était de 0,078.

Écarts dans l'espérance de vie ajustée sur la santé

L'espérance de vie ajustée sur la santé restante à l'âge de 25 ans est présentée au tableau 4, et les inégalités entre les déciles de revenu pour l'espérance de vie classique ainsi que pour l'espérance de vie ajustée sur la santé sont présentées aux figures 1 et 2. Comme dans le cas de l'espérance de vie classique, chez les hommes ainsi que chez les femmes, les résultats pour l'espérance de vie ajustée sur la santé révèlent un gradient presque linéaire en fonction du revenu. Les différences d'espérance de vie ajustée sur la santé entre le décile de revenu le plus élevé et le décile de revenu le plus faible sont de 14,1 ans pour les hommes et de 9,5 ans pour les femmes, tandis que les différences correspondantes pour l'espérance de vie classique sont de seulement 7,4 ans et 4,5 ans, respectivement.

Écarts dans l'état de santé selon le niveau de scolarité

Les résultats des analyses supplémentaires des différences d'état de santé selon le niveau de scolarité sont présentés aux tableaux A, B et C en annexe. Sans exception, tous les indicateurs de la santé (espérance de vie, probabilité de survie, score moyen de l'indice de l'état de santé et espérance de vie ajustée sur la santé) témoignent d'une amélioration constante à mesure que le niveau de scolarité augmente.

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les études menées au Canada et dans d'autres pays ont démontré systématiquement que le fait de tenir compte de la morbidité en plus de la mortalité révèle des inégalités socioéconomiques en matière de santé encore plus importantes, à cause de la situation de morbidité généralement plus grave des personnes désavantagées.

Ce qu'apporte l'étude

- Cette étude est la première qui fournit des estimations représentatives de la population nationale des inégalités d'ordre socioéconomique de l'espérance de vie ajustée sur la santé parmi la population à domicile adulte au Canada en s'appuyant sur des mesures au niveau de la personne du statut socioéconomique, de la mortalité et de la morbidité.
- Tant chez les hommes que chez les femmes, les différences d'espérance de vie ajustée sur la santé entre les groupes de revenu le plus élevé et le plus faible étaient systématiquement plus importantes que celles observées pour l'espérance de vie sans correction pour tenir compte de l'état de santé.

Discussion

La présente étude fournit des preuves convaincantes et cohérentes de l'existence d'inégalités socioéconomiques en matière de santé. Les différences d'espérance de vie ajustée sur la santé liées au revenu s'avèrent considérablement plus importantes que celles observées pour l'espérance de vie classique. Chez les hommes ainsi que chez les femmes, la différence d'espérance de vie ajustée sur la santé restante à l'âge de 25 ans entre les groupes de revenu le plus élevé et le plus faible était beaucoup plus importante que la différence correspondante d'espérance de vie globale, soit 6,8 ans de plus pour les hommes et 5,0 ans de plus pour les femmes. Ces résultats mettent en relief la morbidité généralement plus prononcée chez les groupes à faible revenu, laquelle s'ajoute à leur mortalité plus élevée. Les résultats corroborent ceux d'autres études canadiennes portant sur des indicateurs de niveau régional[28-30] et de niveau individuel[31] de la santé et du statut socioéconomique, et ceux de nombreuses études sur les différences d'espérance de vie d'origine socioéconomique réalisées aux États-Unis et en Europe[13-15]. Cette information donne à penser que le fait de remédier aux problèmes de santé mortels et non mortels pourrait réduire considérablement les inégalités en matière de santé associées aux situations socioéconomiques au Canada.

Des comparaisons avec l'effet de problèmes de santé particuliers apportent un éclairage supplémentaire quant à l'importance des écarts d'ordre socioéconomique dans l'espérance de vie ajustée sur la santé. Ainsi, Manuel et ses collègues[23] ont constaté que les cancers, tous types confondus, qui représentent le plus lourd fardeau de la maladie au sein de la population, réduisaient l'espérance de vie ajustée sur la santé *à la naissance* de 2,8 ans chez les hommes et de 2,5 ans chez les femmes. En revanche, dans la présente analyse, qui porte sur l'espérance de vie ajustée sur la santé à l'âge de 25 ans, l'écart entre le décile de revenu le plus élevé et la moyenne globale est estimé à 5,8 ans pour les hommes et à 3,1 ans pour les femmes. Chez les hommes, l'écart observé est égal à environ deux fois l'effet de tous les types de cancer confondus, tandis que chez les femmes, il est similaire à cet effet. En raison des différences de méthodologie et des sources des données, ces résultats et ceux de Manuel et de ses collègues[23] ne sont pas entièrement comparables. Cependant, ces différences de méthodologie n'expliquent vraisemblablement pas à elles seules les écarts entre l'effet d'une maladie importante, qui a fait l'objet de travaux de recherche et d'efforts cliniques énormes (tels que la « guerre contre le cancer » déclarée en 1971 aux États-Unis)[47] et l'effet des facteurs socioéconomiques, qui demeure, par comparaison, relativement mal compris. D'autres travaux de recherche devront être entrepris en vue d'examiner la manière dont le statut socioéconomique affecte la santé, afin de comprendre l'origine d'aussi grandes différences et de dégager les domaines éventuels d'intervention.

Limites

Les résultats de la présente étude ont trait à la population *ne vivant pas en établissement* de 25 ans et plus (excepté que les données sur la mortalité incluaient les personnes placées en établissement après le Recensement de 1991). Dans le cadre d'études futures, il faudrait se pencher sur des moyens d'inclure l'expérience de morbidité et de mortalité des personnes placées en établissement, qui représentent le groupe de population le plus handicapé, ainsi que celle des personnes de moins de 25 ans, afin de brosser un tableau plus complet de la morbidité et de la mortalité en fonction du statut socioéconomique.

Les données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes pourraient être influencées par une certaine autosélection, puisque les personnes avec lesquelles on a pris contact n'ont pas toutes accepté de participer à l'enquête. Les données sur l'indice de l'état de santé provenant de l'enquête pourraient être sujettes à des erreurs d'autodéclaration et, par conséquent, ne pas refléter parfaitement la qualité de vie liée à la santé de la cohorte de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001. Cependant, nous ne disposions pas d'une source plus représentative et temporellement cohérente de données sur la qualité de vie liée à la santé.

Les données sur le revenu manquaient pour une part importante de l'échantillon de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes. Toutefois, l'imputation de données pour les déciles de revenu manquants suivie du recalcul des estimations d'après l'information complète sur les déciles pour la composante de l'étude correspondant à l'enquête n'a pas modifié

considérablement les résultats (données non présentées).

L'échelle d'équivalent-personne utilisée pour calculer le revenu ajusté du ménage n'est que l'une de nombreuses approches possibles. Par exemple, les auteurs d'autres études canadiennes ont utilisé le ratio entre le revenu total et le seuil de faible revenu (SFR) établi par Statistique Canada pour la taille de la famille et la taille de la collectivité applicables[33]. En outre, divers autres indicateurs du statut socioéconomique (tels que le niveau de scolarité ou le prestige de la profession) pourraient être utilisés pour examiner les gradients en matière de santé. Néanmoins, il est bien connu que le gradient socioéconomique de santé est robuste au choix de la méthode de mesure. Le recalcul du même ensemble d'estimations (pour l'espérance de vie, les probabilités de survie, le score moyen de l'indice de l'état de santé et l'espérance de vie ajustée sur la santé) pour un autre indicateur du statut socioéconomique (niveau de scolarité) a donné essentiellement le même profil de résultats (tableaux A, B et C en annexe).

Quoique de nombreuses études confirment les qualités métrologiques de l'indice de l'état de santé[40,46,48], d'autres mesures fiables et valides de la qualité de vie liée à la santé peuvent être utilisées dans le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé, dont l'EuroQol Five Dimensions Index[49] et le Short-Form Six Dimensions Index[50]. Cependant, l'indice de l'état de santé (ou *Health Utilities Index*) est la seule mesure disponible dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, qui, à son tour, était la seule source représentative à l'échelle nationale de données sur la qualité de vie liée à la santé recueillies auprès d'un échantillon de taille suffisante. De futures études dans le contexte canadien pourraient être réalisées avec d'autres instruments s'ils sont inclus dans les enquêtes nationales. Ou bien, des poids pourraient être appliqués à des niveaux particuliers d'incapacité en se basant sur l'opinion des experts[29,30,51]. La comparaison des résultats de la présente étude à ceux obtenus en adoptant ce genre de méthode de rechange montrerait la sensibilité de l'espérance de vie ajustée sur la santé et du gradient socioéconomique correspondant aux changements de méthode de mesure de la qualité de vie liée à la santé.

L'ensemble de données de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 ne contenait que des renseignements pour l'année de référence (1991) sur le revenu familial, tandis que l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes ne fournissait que des estimations transversales de la morbidité. Puisqu'en principe ces caractéristiques évoluent au fil du temps, il aurait été préférable de disposer de données sur le revenu et sur la morbidité pour chaque année de suivi, ce qui aurait permis d'établir des tables de survie plus dynamiques portant sur plusieurs états, ou d'adopter une approche de microsimulation pour calculer l'espérance de vie ajustée sur la santé[52].

La méthode de calcul de la variance de l'espérance de vie ajustée sur la santé de Mathers[44] repose sur l'hypothèse que les taux de mortalité et de morbidité ne sont pas corrélés, mais la violation de cette hypothèse pourrait donner lieu à une sous-estimation de la variance lorsque l'on utilise cette méthode[53]. Comme nous ne connaissions pas les fonctions de risque individuelles pour les deux variables, il a été impossible d'estimer la corrélation entre la morbidité et la mortalité d'après les données actuelles. Néanmoins, le biais introduit dans l'estimation de la variance pourrait avoir été réduit, parce que tous les calculs ont été effectués selon l'âge, le sexe et le décile de revenu, variables qui elles-mêmes expliquent une part importante de la variance de la qualité de vie liée à la santé de même que de la mortalité.

La présente étude révèle que l'espérance de vie, les probabilités de survie, l'indice de l'état de santé et l'espérance de vie ajustée sur la santé sont, chacun, associés au revenu, mais elle ne permet pas d'inférer la relation de causalité. Dans le cadre d'une étude des effets de la pauvreté et des difficultés matérielles sur la mortalité en Finlande, Martikainen et ses collègues[54] ont conclu qu'une part importante de l'association observée entre le revenu et la mortalité n'était pas due à un effet causal direct, mais plutôt à la dépendance mutuelle de la mortalité et du revenu à l'égard d'autres facteurs contextuels, tels que le niveau de scolarité et le prestige de la profession. Il est important de dégager les relations causales réelles qui sous-tendent le gradient socioéconomique de santé, puisque l'efficacité des interventions pourrait tenir à la bonne compréhension des forces qui entrent en jeu. Les moteurs réels des inégalités en matière de santé pourraient être des différences de niveau de scolarité et de profession. Certains ont également soutenu qu'un moins bon état de santé pourrait être aussi bien un antécédent de revenu plus faible que de mortalité plus précoce (« causalité inverse »)[55]. Si l'état de santé a, dans une certaine mesure, une incidence sur le statut socioéconomique (par exemple, la maladie chronique peut donner lieu à un manque à gagner et réduire les possibilités), plusieurs études prospectives ont démontré que la causalité vers l'avant (*forward causality*), c'est-à-dire le statut socioéconomique exerçant une influence sur la santé, joue un rôle plus important dans l'apparition du gradient socioéconomique de santé observé[56-59]. Néanmoins, la présente analyse descriptive ne permet de tirer aucune conclusion quant aux mécanismes causals qui sous-tendent les inégalités observées en matière de santé.

Conclusion

L'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 offre un large éventail de possibilités quant à l'analyse des corrélats socioéconomiques de la santé au Canada. Les estimations des différences en matière de santé présentées ici doivent leur nouveauté au fait qu'elles sont produites à partir de microdonnées canadiennes sur le statut socioéconomique, la mortalité et la morbidité pour un grand échantillon représentatif de la population à domicile de 25 ans et plus. La présente étude

fournit des données sur la distribution des résultats en matière de santé selon le statut socioéconomique qui sont détaillées, robustes et pertinentes pour l'élaboration des politiques. Elle pourrait être utile pour cerner les domaines dans lesquels les interventions en vue de réduire les inégalités en matière de santé seraient les plus fructueuses.

Remerciements

Les auteurs remercient Geoff Rowe pour ses conseils concernant la méthodologie de l'étude, ainsi que Michelle Rotermann, pour ses commentaires sur le déroulement logique. Toute erreur est imputable aux auteurs.

Sources de financement

Un financement important pour la création de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement a été fourni par l'Initiative sur la santé de la population canadienne, qui fait partie de l'Institut canadien d'information sur la santé.

Références

1. J.C. Riley, « *Rising Life Expectancy: A Global History* », Cambridge, Massachusetts, Cambridge University Press, 2001.
2. J.P. Mackenbach, « *Health Inequalities: Europe in Profile* », London, COI for the Department of Health, 2006, disponible à l'adresse http://www.who.int/social_determinants/resources/european_inequalities.pdf (document consulté le 26 mars 2009).
3. J.P. Mackenbach, W.J. Meerding et A.E. Kunst, « *Economic Implications of Socio-economic Inequalities in Health in the European Union* », Luxembourg, European Commission, 2007.
4. Health Disparities Task Group, *Reducing Health Disparities – Role of the Health Sector*, Discussion paper, Ottawa, Public Health Agency of Canada, 2004, disponible à l'adresse http://www.phac-aspc.gc.ca/ph-sp/disparities/pdf06/disparities_discussion_paper_e.pdf (document consulté le 20 octobre 2008).
5. D. Raphael, « Health inequalities in Canada: current discourses and implications for public action », *Critical Public Health*, 10(2), 2000, p. 193-216.
6. Organisation mondiale de la Santé, *Closing the Gap in a Generation: Health Equity Through Action on the Social Determinants of Health*, Final Report of the Commission on Social Determinants of Health, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2008.
7. R. Wilkins, J.-M. Berthelot et E. Ng, « Tendances de la mortalité selon le revenu du quartier dans les régions urbaines du Canada, 1971-1996 », *Rapports sur la santé*, 13 (Supplément), 2002, p. 45-71 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
8. P.D. James, R. Wilkins, A.S. Detsky *et al.*, « Avoidable mortality by neighbourhood income in Canada: 25 years after the establishment of universal health insurance », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 61, 2007, p. 287-296.
9. K. Eng et D. Feeny, « Comparing the health of low income and less well educated groups in the United States and Canada », *Population Health Metrics*, 5, 2007, p. 10.
10. J.A. Kopec, J.I. Williams, T. To et P.C. Austin, « Measuring population health: correlates of the Health Utilities Index among English and French Canadians », *Canadian Journal of Public Health=La Revue canadienne de santé publique*, 91(6), 2000, p. 465-470.
11. C.A. Marra, L.D. Lynd, J.M. Esdaile *et al.*, « The impact of low family income on self-reported health outcomes in patients with rheumatoid arthritis within a publicly funded health-care environment », *Rheumatology*, 43, 2004, p. 1390-1397.
12. R. Roberge, J.-M. Berthelot et M. Wolfson, « Indice de l'état de santé : mesurer les écarts dans l'état de santé en Ontario, selon la situation socioéconomique », *Rapports sur la santé*, 7(2), 1995, p. 29-37 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
13. N. Bossuyt, S. Gadeyne, P. Deboosere et H. Van Oyen, « Socio-economic inequalities in health expectancy in Belgium », *Public Health*, 118(1), 2004, p. 3-10.
14. E.M. Crimmins et E. Cambois, « Social inequalities in health expectancy » dans J.M. Robine, C. Jagger, C.D. Mathers *et al.*, sous la dir. de, *Determining Health Expectancies*, Chichester, England, Wiley, 2003, p. 111-125.
15. R. Wood, M. Sutton, D. Clark *et al.*, « Measuring inequalities in health: the case for healthy life expectancy », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60, 2006, p. 1089-1092.
16. C.J.L. Murray et A.D. Lopez, sous la dir. de, *The Global Burden of Disease: A Comprehensive Assessment of Mortality and Disability from Diseases, Injuries, and Risk Factors in 1990 and Projected to 2020*, Volume 1, Boston, Harvard University Press, 1996.
17. J.M. Robine, C. Jagger, C.D. Mathers, E.M. Crimmins et R.M. Suzman, sous la dir. de, *Determining Health Expectancies*, Chichester, England, Wiley, 2003.
18. C.J.L. Murray, J.A. Salomon, C.D. Mathers et A.D. Lopez, sous la dir. de, *Summary Measures of Population Health: Concepts, Ethics, Measurement and Applications*, Genève, Organisation mondiale de la Santé, 2002.
19. M.C. Wolfson, « Espérance de vie ajustée sur la santé », *Rapports sur la santé*, 8(1), 1996, p. 43-49 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
20. F. Mayer, N. Ross, J.-M. Berthelot et R. Wilkins, « Espérance de vie sans incapacité selon la région socio-sanitaire », *Rapports sur la santé*, 13(4), 2002, p. 53-66 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
21. J. Boswell-Purdy, W.M. Flanagan, H. Roberge *et al.*, « Population health impact of cancer in Canada, 2001 », *Chronic Diseases in Canada=Maladies chroniques au Canada*, 28(1-2), 2007, p. 42-55.
22. D.G. Manuel et S.E. Schultz, « Using linked data to calculate summary measures of population health: health-adjusted life expectancy of people with diabetes mellitus », *Population Health Metrics*, 2, 2004, p. 4.
23. D.G. Manuel, W. Luo, A.M. Ugnat et Y. Mao, « Cause-deleted health-adjusted life expectancy of Canadians with selected chronic conditions », *Chronic Diseases in Canada*, 24(4), 2003, p. 108-115.
24. D.G. Manuel, S.E. Schultz et J.A. Kopec, « Measuring the health burden of chronic disease and injury using health-adjusted life expectancy and the Health Utilities Index », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56, 2002, p. 843-850.
25. A. Bélanger, L. Martel, J.-M. Berthelot et R. Wilkins, « Gender differences in disability-free life expectancy for selected risk factors and chronic conditions in Canada », *Journal of Women and Aging*, 14, 2002, p. 61-83.

26. L. Martel et A. Bélanger, « Une analyse de l'évolution de l'espérance de vie sans dépendance au Canada entre 1986 et 1996 » dans A. Bélanger et S. Gilbert, sous la dir. de, *Rapport sur l'état de la population du Canada, 1998-1999* (Statistique Canada, no 91-209-XPF au catalogue), Ottawa, Ministre de l'Industrie, 1999, p. 171-194 (et erratum).

27. R. Roberge, J.-M. Berthelot et K.Cranswick, « Adjusting life expectancy to account for disability in a population: A comparison of three techniques », *Social Indicators Research*, 48(2), 1999, p. 217-243.

28. Santé Canada, *Les Canadiens et les Canadiennes en santé : Rapport fédéral sur les indicateurs comparables de la santé 2004*, Ottawa, Santé Canada, 2004.

29. R. Wilkins et O. Adams, « *Healthfulness of Life: A Unified View of Mortality, Institutionalization and Non-Institutionalized Disability in Canada, 1978* », Montréal, Institute for Research on Public Policy–Institut de recherche en politiques publiques, 1983.

30. R. Wilkins et O.B. Adams, « Health expectancy in Canada, late 1970s: demographic, regional, and social dimensions », *American Journal of Public Health*, 73, 1983, p. 1073-1080.

31. F. Nault, R. Roberge et J.-M. Berthelot, « Espérance de vie et espérance en santé selon le sexe, l'état matrimonial et le statut socio-économique au Canada », *Cahiers Québécois de Démographie*, 25(2), 1996, p. 241-259.

32. J.-M. Berthelot, « Health-adjusted life expectancy » dans J.M. Robine, C. Jagger, C.D. Mathers *et al.*, sous la dir. de, *Determining Health Expectancies*, Chichester, England, Wiley, 2003, p. 235-246.

33. R. Wilkins, M. Tjepkema, C.A. Mustard et R. Choinière, « Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001 », *Rapports sur la santé*, 19(3), 2008, p. 27-48 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue), disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/pub/82-003-x/2008003/article/10681-fra.pdf.

34. Y. Béland, « Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes – aperçu de la méthodologie », *Rapports sur la santé*, 13(3), 2002, p. 9-15 (Statistique Canada, n° 82-003 au catalogue).

35. Statistique Canada, *Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes : questionnaire pour cycle 1.1*, Ottawa, Statistique Canada, 2002, disponible à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/imdb-bmdi/instrument/3226_Q1_V1-fra.pdf.

36. Statistique Canada, *Dictionnaire du recensement de 1991*, (n° 92-301F au catalogue, n° de document POPLINE : 241233) Ottawa, Statistique Canada, 1992.

37. B.L. Ford, « An overview of hot-deck procedures » dans W.G. Madow, I. Olkin et D.B. Rubin, sous la dir. de, *Incomplete Data in Sample Surveys*, New York, Academic Press, 1983, p. 185-207.

38. D.F. Sullivan, « A single index of mortality and morbidity », *HSMHA Health Reports*, 86, 1971, p. 347-354.

39. C.L. Chiang, *The Life Table and its Applications*, Malabar, Florida, Robert E. Krieger, 1984.

40. D. Feeny, « The Health Utilities Index: A tool for assessing health benefits », *Patient Reported Outcomes Newsletter*, 34, 2005, p. 2-6.

41. D. Feeny, W. Furlong, G.W. Torrance *et al.*, « Multi-attribute and single-attribute utilities functions for the Health Utilities Index Mark 3 system », *Medical Care*, 40(2), 2002, p. 113-128.

42. J.N.K. Rao et C.F.J. Wu, « Resampling inference with complex survey data », *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1988, p. 231-241.

43. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, n° 12-001 au catalogue).

44. C. Mathers, « *Health Expectancies in Australia 1981 and 1988* », Canberra, Australian Institute of Health and Welfare, AGPS, 1991.

45. G.H. Guyatt, D. Osoba, A.W. Wu *et al.*, « Methods to explain the clinical significance of health status measures », *Mayo Clinic Proceedings*, 77, 2002, p. 371-383.

46. J. Horsman, W. Furlong, D. Feeny et G. Torrance, « The Health Utilities Index (HUI®): Concepts, measurement properties and applications », *Health and Quality of Life Outcomes*, 1, 2003, p. 54.

47. G.K. Howe et R.W. Clapp, « Are we winning or losing the war on cancer? Deciphering the propaganda of NCI's 33-year war », *New Solutions: A Journal of Environmental and Occupational Health Policy*, 14(2), 2004, p. 109-124.

48. W.J. Furlong, D.H. Feeny, G.W. Torrance et R.D. Barr, « The Health Utilities Index (HUI) system for assessing health-related quality of life in clinical studies », *Annals of Medicine*, 33, 2001, p. 375-384.

49. J.W. Shaw, J.A. Johnson et S.J. Coons, « US valuation of the *EQ-5D* health states: development and testing of the D1 model », *Medical Care*, 43, 2005, p. 203-220.

50. J. Brazier, T. Usherwood, R. Harper et K. Thomas, « Deriving a preference-based single index from the UK SF-36 Health Survey », *Journal of Clinical Epidemiology*, 51(11), 1998, p. 1115-1128.

51. C.J.L. Murray, « Rethinking DALYs », dans C.J.L. Murray et A.D. Lopez, publié sous la direction de, *The Global Burden of Disease: A Comprehensive Assessment of Mortality and Disability from Diseases, Injuries, and Risk Factors in 1990 and Projected to 2020*, Volume 1, Boston, Massachusetts, Harvard University Press, 1996, p. 1-98.

52. M.C. Wolfson, « POHEM – A framework for understanding and modeling the health of populations », *World Health Statistics Quarterly*, 47, 1994, p. 157-176.

53. J.J. Barendregt, « Confidence intervals for health expectancy », *International Network on Health Expectancy (REVES)*, Hammamet, Tunisa, April 24-26, 2002.

54. P. Martikainen, P. Mäkelä, S. Koskinen et T. Valkonen, « Income differences in mortality: A registry-based follow-up of three million men and women », *International Journal of Epidemiology*, 30, 2001, p. 1397-1405.

55. P. West, « Rethinking the health selection explanation for health inequalities », *Social Science and Medicine*, 32, 1991, p. 337-384.

56. M.C. Wolfson, G. Rowe, J.F. Gentleman et M. Tomiak, « Career earnings and death: a longitudinal analysis of older Canadian men », *Journal of Gerontology: Social* Sciences, 49(4), 1993, p. 5167-5179.

57. M. Benzeval et K. Judge, « Income and health: The time dimension », *Social Science and Medicine*, 52(9), 2001, p. 1371-1390.

58. P. Muennig, « Health selection vs. causation in the income gradient: What can we learn from the graphical trends? », *Journal of Health Care for the Poor and Underserved*, 19(2), 2008, p. 574-579.

59. G. Turrell, J.W. Lynch, C. Leite *et al.*, « Socioeconomic disadvantage in childhood and across the life course and all-cause mortality and physical function in adulthood: evidence from the Alameda County study », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 61, 2007, p. 723-730.

Annexe

Tableau A
Espérance de vie restante à l'âge de 25 ans et pourcentage prévu de survivants à l'âge de 75 ans, selon le niveau de scolarité le plus élevé et le sexe, Canada, 1991 à 2001

	Hommes			Femmes		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Niveau de scolarité en 1991	Années	de	à	Années	de	à
Espérance de vie restante à l'âge de 25 ans						
Pas de diplôme d'études secondaires (le plus bas)	50,8	50,7	50,9	57,8	57,7	57,8
Diplôme d'études secondaires	53,2	53,1	53,2	59,6	59,4	59,7
Diplôme d'études postsecondaires	55,1	54,8	55,3	60,7	60,5	60,8
Diplôme universitaire (le plus élevé)	56,4	56,2	56,6	61,5	61,3	61,8
Écart : le plus élevé moins le plus bas	5,6	5,4	5,8	3,8	3,5	4,0
Pourcentage prévu de survivants à l'âge de 75 ans	**%**	**de**	**à**	**%**	**de**	**à**
Pas de diplôme d'études secondaires (le plus bas)	58,6	58,3	59,0	75,8	75,5	76,1
Diplôme d'études secondaires	65,6	65,3	66,0	80,5	80,2	80,9
Diplôme d'études postsecondaires	71,0	70,2	71,7	83,0	82,5	83,4
Diplôme universitaire (le plus élevé)	76,1	75,5	76,7	85,4	84,7	86,0
Écart : le plus élevé moins le plus bas	17,4	16,8	18,1	9,6	8,9	10,3

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Tableau B
Score moyen de l'indice de l'état de santé des participants à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes de 25 à 34 ans, selon le niveau de scolarité le plus élevé et le sexe, 2000-2001

	Hommes			Femmes		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Niveau de scolarité	Score de l'IES	de	à	Score de l'IES	de	à
Pas de diplôme d'études secondaires (le plus bas)	0,868	0,848	0,888	0,835	0,814	0,857
Diplôme d'études secondaires	0,912	0,905	0,920	0,895	0,888	0,902
Diplôme d'études postsecondaires	0,934	0,925	0,943	0,916	0,909	0,923
Diplôme universitaire (le plus élevé)	0,946	0,938	0,953	0,942	0,936	0,947
Écart : le plus élevé moins le plus bas	0,078	0,057	0,099	0,107	0,084	0,129

IES : indice de l'état de santé
Nota : Score de l'indice de l'état de santé basé sur le HUI3.
Source : Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

Tableau C
Espérance de vie ajustée sur la santé restante à l'âge de 25 ans, selon le niveau de scolarité le plus élevé et le sexe, Canada, 1991 à 2001

	Hommes			Femmes		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Niveau de scolarité	Années	de	à	Années	de	à
Pas de diplôme d'études secondaires (le plus bas)	41,6	41,3	41,8	45,7	45,4	46,0
Diplôme d'études secondaires	45,6	45,4	45,8	49,9	49,7	50,2
Diplôme d'études postsecondaires	48,7	48,4	49,0	51,8	51,5	52,1
Diplôme universitaire (le plus élevé)	50,7	50,4	51,0	53,1	52,6	53,6
Écart : le plus élevé moins le plus bas	9,1	8,7	9,5	7,4	6,9	8,0

Sources : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, 2000-2001 (cycle 1.1).

Avis de correction

Des corrections ont été faites dans ce produit en août 2010

Veuillez prendre note du (des) changement(s) suivant(s) :

Des erreurs de données ont été découvertes dans :
le tableau 4 (Espérance de vie ajustée sur la santé restante (années) à l'âge de 25 ans, selon le décile de revenu et le sexe, Canada, 1991 à 2001), la figure 1 (Espérance de vie et espérance de vie ajustée sur la santé restantes à l'âge de 25 ans, selon le décile de revenu, hommes, Canada, 1991 à 2001), la figure 2 (Espérance de vie et espérance de vie ajustée sur la santé restantes à l'âge de 25 ans, selon le décile de revenu, femmes, Canada, 1991 à 2001) et le tableau C en annexe (Espérance de vie ajustée sur la santé restante à l'âge de 25 ans, selon le niveau de scolarité le plus élevé et le sexe, Canada, 1991 à 2001).

Les données de ces tableaux et graphiques ont été corrigées et remplacées dans les versions HTML et PDF.

Le texte a été révisé comme suit afin de refléter ces corrections :

Résultats
Écarts dans l'espérance de vie ajustée sur la santé

Troisième phrase (page 64) :
Les différences d'espérance de vie ajustée sur la santé entre le décile de revenu le plus élevé et le décile de revenu le plus faible sont de 14,1 ans pour les hommes et de 9,5 ans pour les femmes, tandis que les différences correspondantes pour l'espérance de vie classique sont de seulement 7,4 ans et 4,5 ans, respectivement.

Discussion

Premier paragraphe, troisième phrase (page 65) :
Chez les hommes ainsi que chez les femmes, la différence d'espérance de vie ajustée sur la santé restante à l'âge de 25 ans entre les groupes de revenu le plus élevé et le plus faible était beaucoup plus importante que la différence correspondante d'espérance de vie globale, soit 6,8 ans de plus pour les hommes et 5,0 ans de plus pour les femmes.

Deuxième paragraphe, troisième phrase (page 65) :
En revanche, dans la présente analyse, qui porte sur l'espérance de vie ajustée sur la santé à l'âge de 25 ans, l'écart entre le décile de revenu le plus élevé et la moyenne globale est estimé à 5,8 ans pour les hommes et à 3,1 ans pour les femmes. Chez les hommes, l'écart observé est égal à environ deux fois l'effet de tous les types de cancer confondus, tandis que chez les femmes, il est similaire à cet effet.